

2

لنكون متفهمين
 - التباين لمقدار النموذج لن يكون أقل تباين
 - طرق كشف عن كارتياح النموذج:

1- طريقة دراين وايتون 1921-1921: تعتبر اختبار دراين وايتون من أهم الاختبارات الشائعة والمستخدمة في الكشف عن كارتياح الذاتي للاخطاء من الدرجة الأولى حسب المثال التالي:

$$e_t = \rho e_{t-1} + u_t, \quad u_t \sim N(0, \sigma^2)$$

ديكو هذا اختبار على مدى وجود

- ليس هناك مشكلة كارتياح (H₀: $\rho = 0$)
 - هناك مشكلة كارتياح (H₁: $\rho \neq 0$)

اذا ان الفرق بين H₀ و H₁ ليس واضحاً على أن هناك كارتياح يساهم في الفرق بين H₀ و H₁، فنحن على أن نحصل على نتائج مختلفة عن العنصر (P < 0.05)

حيث أن:
 e_t: هو مقدار الخطأ المسجل في وقت t
 e_{t-1}: هو "متغير عشوائي" خطأ عشوائي "مركب أثناء فترة
 e_t: من أجل القيام باختبار الفرق بين H₀ و H₁ نحتاج حساب إحصائية

Durbin-Watson (DW) حيث:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{e}_t - \hat{e}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{e}_t^2}$$

3) في كتابة احصائية DW ايضا على الشكل التالي:

$$DW = \frac{\sum \hat{e}_t^2 + \sum \hat{e}_{t-2}^2 - 2 \sum \hat{e}_t \hat{e}_{t-2}}{\sum \hat{e}_t^2}$$

حيث لاحظنا ان: $\sum \hat{e}_t^2 \approx \sum \hat{e}_{t-2}^2$

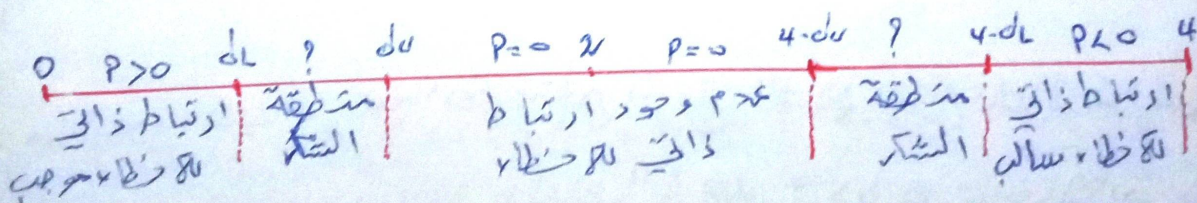
$$= \frac{2 \sum \hat{e}_t^2}{\sum \hat{e}_t^2} - \frac{2 \sum \hat{e}_t \hat{e}_{t-2}}{\sum \hat{e}_t^2}$$

$\hat{\rho}$

$$DW = 2 - 2\hat{\rho} \Rightarrow DW = 2(1 - \hat{\rho}) \Rightarrow \hat{\rho} = 1 - \frac{DW}{2}$$

حيث DW: تمثل القيمة المحسوبة للباردول في قيمتها بين [4-0] ويتراوح من القيمة السالبة اذا كانت $\hat{\rho} = -1$ فان $DW = 4$

والشكل التالي يوضح قيد "القيود الحدودية المستمرة من اجل درابين و استون" والي تشير الى وجود او عدم وجود ارتباط ذاتي من الدرجة الاولى موجب او سالب او قيعل لتسمية ك اختيار غير معروفة "غير محددة" حيث تأخذ القيمة قيمتان صغرى (lower) او عظمى كبرى (upper) في الجدول ك صيغتين لتوزيع درابين و استون



وباستخدام الشكل السابق يمكننا استخراج قيم DW

- $DW < dL$ او $DW > 4 - dL$: H_0 : لا يوجد ارتباط ذاتي لا يظهر
- $dU < DW < 4 - dU$: H_0 : لا يوجد ارتباط ذاتي لا يظهر
- $dL < DW < dU$ او $4 - dU < DW < 4 - dL$: لا يمكن معرفة وجود ارتباط لا يظهر

لنبحث البتة في هذه الاختبار الكافي في ظل الشروط التالية:

- يجب ان يكون النموذج لا خطي متضمناً للمعلم الثابت (a)
- النموذج المقدر لا يتضمن متغيرات تابعة ذات فترات زمنية متتالية مستقلة
- لا تحتوي داريين واقصون الكا، مثلاً التي من الة، (1)

2- اختبار Breusch-Godfrey (1978):

هذا اختبار من اجل تجاوز عيوب الموجودة في اختبار Durbin-Watson واختبار DW يقتصر فقط على دراسة الخطأ في الاقطار من الة، (1) كما ان من طرقتي الشك في القرار من الكبر، عيوبه - وهذا ما أدى الى ظهور اختبار آخر مثل BG - حيث يرشح هذا الاختبار على ان لا يحتاج لاجراء Lagrange multiplier من اجل اختبار وجود علاقة ذاتية في الاقطار الكبر من (1) حيث تقطع معادلات النموذج كصلي لحصل على معادلة:

$$e_t = \rho_1 e_{t-1} + \rho_2 e_{t-2} + \dots + \rho_p e_{t-p} + u_t$$

وبالتعويض في معادلات النموذج كصلي لحصل على معادلة النموذج كصلي لحاصل:

$$y_t = \alpha_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + \rho_1 e_{t-1} + \rho_2 e_{t-2} + \dots + \rho_p e_{t-p} + u_t$$

من اجل القيام بهذه الاختبار تتبع الخطوات التالية:

- 1- نقوم بتقدير النموذج العام "لا خطي" بطريقة OLS، ثم نقوم بحساب (F) البواقي.
- 2- نقوم بتقدير المعادلات الوسيطة كصلي لحاصل:

$$e_t = \alpha_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + \rho_1 e_{t-1} + \rho_2 e_{t-2} + \dots + \rho_p e_{t-p} + u_t$$

⑤

$$\sqrt{2} \times \sqrt{2} = 2$$

محکمات:

$\gamma = \sqrt{1 - v^2/c^2}$

۱۰. صحت مسئله را با یک مثال و یک جواب مخالف نشان دهید.

n	$\bar{e}_n$	$\bar{e}_n$	$\bar{e}_n - \bar{e}_{n-1}$	$(\bar{e}_n - \bar{e}_{n-1})^2$
1	-1,45	2,4	/	/
2	-0,980	0,946	9,561	0,315
3	-0,427	0,182	0,561	0,315
4	3,134	9,822	3,561	12,681
5	1,695	2,823	-1,439	2,071
6	-0,744	0,633	-2,439	5,948
7	-2,1183	4,765	-1,439	2,071
8	-3,622	13,118	-1,439	2,071
9	2,939	8,639	6,561	43,049
10	1,5	2,252	-1,439	2,071
11	6,061	36,740	4,561	20,803
12	-5,817	33,832	-1,878	141,083
		116,152	-4,27	232,48

$\left\{ \begin{array}{l} H_0: P=0 \\ H_1: P \neq 0 \end{array} \right.$

الشهور	VI	XI
1	6,56	7,77
2	654	7,12
3	681	7,06
4	7,04	8,33
5	7,1	8,23
6	7,02	7,9
7	7,18	7,55
8	7,33	8,06
9	7,3	7,46
10	7,22	7,4
11	6,93	7,15
12	6,7	6,26
13	6,68	5,5
14	6,66	5,49
15	6,7	5,6
16	7,05	5,23
17	7,0	5,24
18	6,96	6,1
19	6,89	6,22
20		6,42
21	7,3	5,96
22	6,9	5,48
23	7,3	5,44
24		4,8
25	6,92	4,88
26	6,88	
27		4,86
28	6,73	5,2
29	7,0	5,4
30	6,90	

المطابق:
 - تقدير مخاطر ليعمل انفرادية طوالة على حساب معدل الفائدة
 قصيرة قدر حلال مع ايجري استقلالية كدالة في الفوائد المتعددة

- يتم بتصحيح الفوائد ان ووجهه
الحل: **الفوائد:** مع كفة في الفوائد لطريقة ماركسكن الصخرة
 في صيغة كمرنا مع 4 ص. 428. 428

صحت كافتك معادلة خطية تقدير على الشكل التالي:

$$X_i = 0.00778 + 0.00486 Y_i$$

10) قسم: الفروع: د. مصطفى ط. ط. د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى

د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى

د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى

د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى

د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى

د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى

د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى

د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى

د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى

د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى د. مصطفى

$Y_t = Y_t + P Y_{t-1}$	$X_t = X_t + P X_{t-1}$	X_t	Y_t	الشهر
2,6049	3,8809	7,77	6,56	1
1,44	1,0835	7,12	6,54	2
1,73	2,4285	7,96	6,81	3
1,75	2,1459	8,33	7,04	4
1,63	1,7584	8,23	7,1	5
1,50	1,5061	7,9	7,02	6
1,73	1,4125	7,55	7,18	7
1,75	3,0944	8,96	7,33	8
1,61	1,0990	8,06	7,3	9
1,55	1,1982	7,46	7,22	10
1,32	1,6743	7,47	6,93	11
1,39	1,3466	7,15	6,77	12
1,42	0,7052	6,26	6,68	13
1,47	0,6366	5,5	6,66	14
1,60	1,2171	5,49	6,77	15
1,79	1,3448	5,61	7,05	16
1,53	0,8716	5,23	7,01	17
1,41	1,2768	5,34	6,86	18
1,56	1,9814	6,13	6,89	19
1,76	1,6776	6,14	7,11	20
1,76	1,4168	6,42	7,28	21
1,63	0,9723	5,96	7,29	22
1,55	0,8497	5,48	7,21	23
1,57	1,1826	5,44	7,17	24
1,36	0,6437	4,87	6,93	25
1,54	1,0965	4,88	6,92	26
1,50	1,2087	5	6,88	27
1,38	0,9755	4,86	6,73	28
1,78	1,4243	5,2	7,01	29
1,47	1,3701	5,41	6,92	30

$Y_t^* = a_0 + B X_t + C_t$: مجموع التوقعات المتوقعة

حيث :

$$C_t = \sum_{i=1}^n P_i (1 - P_i)^{t-1}$$

وحيث أن P هي النسبة :

$$Y_t^* = 1,2586 + 0,2298 X_t^*$$

$$a_0 = a_0 (1 - P) = N \quad a_0 = \frac{a_0}{(1 - P)} = \frac{1,2586}{1 - 0,2298} = 1,64$$

وتمسكنا بعادة 'شبار' Δ ليس و'استون' من حكاية ايجاد

$$P_w = \frac{2(4.4)^2}{1.75} = 22.4$$

وحيث وقع $4.4 < P_w$ الى ذلك وهدية مخرقة

عدم وجود اشارة كما ان النموذج المصغر
من نماذج الانواع؛ مفعول من الرصيد له حساسية والقياس

ا ب

$$S_{ax} = 24.40 \rightarrow \text{استودنت}$$

$$S_B = 2.53$$

$$F = 86.73$$

$$P_2 = 0.6694, D_w = 1.73$$

و بالتالي تم التوصل الى ان نماذج الانواع لا خلاف

هناك مع جميع النماذج